ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 826-850.
© Authors: CC BY-NC-ND

Le rôle modérateur de la satisfaction dans la relation entre la fiabilité du service et la fidélité des clients du mobile money en Côte d'Ivoire

The moderating role of satisfaction in the relationship between service reliability and customer loyalty in mobile money: evidence from Côte d'Ivoire

Kouadio Jean-Paul N'DAOULE, *(Docteur en Sciences de Gestion, Marketing)*
Université Alassane Ouattara, Bouaké (Côte d'Ivoire)

Robert Congo BOSSON, *(Docteur en Finance)*
Université Alassane Ouattara, Bouaké (Côte d'Ivoire)

Judith Marina SEKA, *(Docteur en Sciences de Gestion, Entrepreneuriat)*
Université Alassane Ouattara, Bouaké (Côte d'Ivoire)

Adresse de correspondance :	Université Alassane Ouattara BP V 18 Bouaké 01 Bouaké (Côte d'Ivoire)
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude. Ils assument l'entière responsabilité de tout éventuel plagiat, de l'usage de l'intelligence artificielle dans la rédaction, ainsi que des résultats présentés dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	N'Daoule, K. J. P., Bosson, R. C., & Seka, J. M. (2026). Le rôle modérateur de la satisfaction dans la relation entre la fiabilité du service et la fidélité des clients du mobile money en Côte d'Ivoire. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, *7*(14), 826–850. https://doi.org/10.5281/zenodo.24400682
Licence	**Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND**

Le rôle modérateur de la satisfaction dans la relation entre la fiabilité du service et la fidélité des clients du mobile money en Côte d'Ivoire

Résumé

Le mobile money est devenu un outil central d'inclusion financière en Côte d'Ivoire, où plusieurs opérateurs se disputent les mêmes clients. Les travaux antérieurs relient la fiabilité du service à la fidélité, le plus souvent par l'intermédiaire de la satisfaction. Ils ne disent pas si l'effet de la fiabilité varie selon le niveau de satisfaction ni si les facettes cognitives et affectives jouent le même rôle. Cette étude pose donc la question suivante : la satisfaction modifie-t-elle l'association entre la fiabilité perçue et la fidélité ? Elle teste un lien positif entre fiabilité et fidélité (H1) et une modération de ce lien par la satisfaction cognitive (H2) et affective (H3), sans en fixer le sens. Les données proviennent de 516 clients interrogés en août 2024 dans cinq villes, par échantillonnage de convenance. L'échantillon est jeune, instruit et urbain (43,6 % d'étudiants). Le modèle de mesure n'est que partiellement ajusté. La fiabilité est positivement associée à la fidélité ($b = 0,356$; $p < 0,001$). Les interactions estimées sur scores observés sont négligeables et statistiquement équivalentes à zéro. Un modèle latent suggère une interaction négative, qui ne résiste pas au contrôle des effets non linéaires. L'étude conclut à l'absence de preuve d'une modération avec les instruments disponibles.

Mots clés : fiabilité du service, satisfaction, fidélité, modération, mobile money, Côte d'Ivoire.
JEL Classification : M31, G21, O33.
Type du papier : Recherche empirique.

Abstract

Mobile money has become a central instrument of financial inclusion in Côte d'Ivoire, where several operators compete for the same customers. Prior studies link service reliability to loyalty, mostly through satisfaction. They do not show whether the effect of reliability varies with the level of satisfaction, nor whether the cognitive and affective facets play the same role. This study therefore asks: does satisfaction change the association between perceived reliability and loyalty? It tests a positive link between reliability and loyalty (H1) and a moderation of this link by cognitive (H2) and affective (H3) satisfaction, without fixing its direction. Data come from 516 customers surveyed in August 2024 in five cities through convenience sampling. The sample is young, educated and urban (43.6% students). The measurement model shows only partial fit. Reliability is positively associated with loyalty ($b = 0.356$; $p < 0.001$). Interactions estimated on observed scores are negligible and statistically equivalent to zero. A latent model suggests a negative interaction, which does not hold once non-linear effects are controlled. The study concludes that there is no evidence of moderation with the available instruments.

Keywords: service reliability, satisfaction, loyalty, moderation, mobile money, Côte d'Ivoire.
JEL Classification: M31, G21, O33.
Paper type: Empirical research.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 826-850.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

1. Introduction

Le mobile money s'est imposé comme l'un des principaux instruments d'inclusion financière dans les économies en développement. Selon la GSMA (2026, p. 3), plus de 2 100 milliards de dollars ont transité par les comptes de mobile money en 2025. Le nombre de comptes enregistrés atteint 2,3 milliards (GSMA, 2026, p. 14). L'usage reste toutefois bien plus faible que la détention. Le taux d'activité à 30 jours, c'est-à-dire la part des comptes utilisés au cours du mois précédent, n'est que de 25,7 % (GSMA, 2026, p. 15). Près de trois comptes sur quatre n'ont donc pas servi au cours du dernier mois. En Afrique de l'Ouest, 104 millions de comptes actifs à 30 jours correspondent à 517 millions de comptes enregistrés (GSMA, 2026, p. 12). Pour les opérateurs, l'enjeu ne se limite donc plus à ouvrir des comptes. Il consiste à faire de leur service celui que le client utilise en priorité.

La Côte d'Ivoire illustre cette situation. L'Autorité de régulation des télécommunications/TIC de Côte d'Ivoire dénombrait plus de 26 millions d'abonnements au mobile money à la fin de 2024 (ARTCI, 2025, p. 10). Un abonnement ne correspond pas à un client unique. De nombreux utilisateurs détiennent plusieurs portefeuilles : 46 % des hommes et 37 % des femmes déclarent en utiliser trois ou quatre (Riquet et al., 2022). Le marché s'organise autour de quatre opérateurs en concurrence directe, Orange, MTN, Moov Africa et Wave. L'arrivée de Wave a intensifié la concurrence par les prix (Coulibaly, 2024). Dans ce contexte, la fidélité ne peut pas être pensée comme l'exclusivité. Elle désigne plutôt la préférence du client pour un opérateur et sa disposition à continuer de le privilégier.

Parmi les dimensions de la qualité de service, la fiabilité occupe une place particulière dans ce marché. Parasuraman et al. (1988) la définissent comme l'aptitude du prestataire à fournir le service promis de façon exacte et constante. Dans le mobile money, chaque opération engage directement l'argent du client. Les défaillances y sont fréquentes. En Côte d'Ivoire, 61 % des utilisateurs déclaraient avoir subi des coupures de réseau ou un signal insuffisant au cours des douze derniers mois. Plus de la moitié avaient rencontré un manque de liquidités chez les agents, et 40 % avaient perdu de l'argent, notamment à la suite de dysfonctionnements de transactions (Riquet et al., 2022). Dans notre échantillon, 56,0 % des répondants citent la fiabilité parmi les éléments importants pour la fidélité à un service de mobile money. La fiabilité relève en outre directement de la maîtrise technique de l'opérateur. Ces éléments justifient de l'étudier isolément, plutôt que la qualité de service dans son ensemble.

Les travaux disponibles relient la fiabilité à la fidélité, le plus souvent par l'intermédiaire de la satisfaction (Guidoum & Saadi, 2023 ; Kapoor et al., 2025). Ils laissent ouverte une autre question : l'effet de la fiabilité est-il le même pour tous les clients, quel que soit leur niveau de satisfaction ? Trois points restent inconnus. Le premier est le sens d'une éventuelle modération, qui peut renforcer ou au contraire affaiblir l'effet de la fiabilité. Le deuxième est le rôle respectif des facettes cognitive et affective de la satisfaction. Le troisième est la validité de ces relations en Afrique de l'Ouest francophone, où les études sur la fidélité au mobile money restent rares. À notre connaissance, une seule étude a testé la satisfaction comme modératrice dans ce secteur (Nyarku et al., 2018). Elle porte sur des étudiants d'une seule université ghanéenne et sur la qualité de service globale. De plus, le coefficient d'interaction qu'elle rapporte est négatif, alors que le texte l'interprète comme un renforcement. Le sens de la modération reste donc incertain. Cet article pose la question suivante : la satisfaction modifie-t-elle l'association entre la fiabilité perçue du service et la fidélité des clients du mobile money en Côte d'Ivoire, et si oui, dans quel sens et par quelle facette ? Deux objectifs en découlent. Le premier est d'estimer l'association entre fiabilité et fidélité. Le second est d'examiner si cette association varie selon le niveau de satisfaction cognitive et de satisfaction affective.

L'étude apporte trois contributions. Sur le plan théorique, elle oppose deux prédictions tirées de la théorie de la confirmation des attentes et du modèle de fidélité en phases d'Oliver (1999)

: un effet de renforcement et un effet de substitution. Sur le plan empirique, elle constitue un test de frontière du résultat de Nyarku et al. (2018), sur une autre population et une dimension précise de la qualité. Un résultat nul ou fragile a ici une valeur propre, car il borne la portée d'une relation supposée générale. Sur le plan méthodologique, elle montre comment l'erreur de mesure, la non-linéarité et le choix entre scores observés et variables latentes modifient la conclusion d'un test de modération. Les implications managériales sont formulées avec prudence, car les données sont transversales et l'échantillon n'est pas représentatif. Les données proviennent d'une enquête menée en août 2024 auprès de 516 clients dans cinq villes ivoiriennes. La suite de l'article présente la revue de littérature et les hypothèses, la méthodologie, les résultats, leur discussion, puis la conclusion.

2. Revue de littérature et développement des hypothèses

2.1. Le mobile money en Afrique de l'Ouest et la notion de fidélité

Les travaux économiques ont établi l'intérêt du mobile money pour les ménages. Au Kenya, il réduit le coût des transferts et facilite le partage des risques entre ménages (Jack & Suri, 2014). Son effet de long terme sur la pauvreté y est également documenté (Suri & Jack, 2016). En Côte d'Ivoire, l'adoption reste inégale. Elle est plus fréquente chez les hommes, les urbains et les personnes instruites (Nonvide & Alinsato, 2023). La complexité d'usage et le risque perçu pour la sécurité expliquent une partie de la non-utilisation (Toure et al., 2026). Ces travaux portent surtout sur l'adoption. La question de la fidélité des clients déjà équipés reste peu étudiée dans la région.

La fidélité est définie par Oliver (1999) comme un engagement profond à réutiliser un service préféré, malgré les sollicitations concurrentielles. Oliver (1999) décrit sa formation en quatre phases : cognitive, affective, conative et comportementale. Dick et Basu (1994) la conçoivent comme l'association d'une attitude relative favorable et d'un comportement répété. Liana et al. (2023) montrent que les dimensions de la qualité n'agissent pas de la même manière sur la fidélité attitudinale et sur la fidélité comportementale. La présente étude ne mesure pas des comportements. Elle retient donc une définition opérationnelle plus étroite. La fidélité désigne ici la disposition déclarée du client à continuer de privilégier son opérateur principal, ce qui correspond à la phase conative d'Oliver (1999). Elle est mesurée par les intentions comportementales de Zeithaml et al. (1996) : bouche-à-oreille positif, réaction face aux problèmes, tolérance à une hausse des tarifs et préférence pour les transactions futures. Ces quatre dimensions renvoient à des construits proches mais distincts, comme le consentement à payer ou le comportement de plainte. Leur réunion dans un facteur de second ordre suit la conception de Zeithaml et al. (1996), mais leurs résultats sont aussi examinés séparément. Cette définition est compatible avec la détention de plusieurs portefeuilles, car elle porte sur la préférence et non sur l'exclusivité.

2.2. Fiabilité du service et fidélité des clients

La fiabilité est l'une des cinq dimensions du modèle SERVQUAL. Elle désigne la capacité du prestataire à fournir le service promis de manière exacte et constante (Parasuraman et al., 1988). Cronin et Taylor (1992) soutiennent que la qualité de service se mesure mieux par la performance perçue que par l'écart entre attentes et performance. La présente recherche retient cette lecture. Dans le mobile money, la fiabilité renvoie à l'exécution correcte des transactions, au respect des délais et à la continuité du service.

Les études empiriques vont dans le sens d'un lien positif. Kapoor et al. (2025), auprès de 422 utilisateurs de portefeuilles mobiles, observent un effet positif de la fiabilité sur l'intention de fidélité. Cet effet est en partie transmis par l'image de marque et la satisfaction. En Indonésie, Utomo et Yasirandi (2024) testent huit dimensions de la qualité électronique auprès de 287

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 826-850.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

utilisateurs. La fiabilité figure parmi celles qui influencent significativement la satisfaction. En Algérie, Guidoum et Saadi (2023) trouvent, auprès de 435 utilisateurs de l'application BaridiMob, que l'effet de la fiabilité sur la fidélité passe entièrement par la satisfaction. Ajina et al. (2023), auprès de 557 utilisateurs en Jordanie, relient la qualité des portefeuilles mobiles à la satisfaction et à la fidélité. Au Ghana, Twum et al. (2023), auprès de 494 utilisateurs, rattachent la disponibilité du service, la sécurité et le réseau de l'opérateur à la satisfaction et à l'usage continu.

Ces études partagent plusieurs limites. Elles reposent sur des enquêtes transversales et des échantillons de convenance. Elles portent surtout sur l'Asie, le Moyen-Orient et l'Afrique anglophone. Elles testent la satisfaction comme conséquence ou comme relais, presque jamais comme condition. Le mécanisme proposé reste cependant cohérent. Une exécution régulière des transactions réduit l'incertitude du client et rend son expérience prévisible. Elle consolide ainsi sa préférence pour le prestataire. D'où la première hypothèse :

H1 : La fiabilité perçue du service est positivement associée à la fidélité des clients du mobile money.

2.3. Satisfaction : nature, facettes et chevauchement avec la fiabilité

Dans la tradition d'Oliver (1980), la satisfaction naît de la confrontation entre la performance perçue et les attentes du client. Oliver (2010) la décrit comme la réponse d'accomplissement du consommateur. La littérature distingue la satisfaction transactionnelle, liée à une opération précise, de la satisfaction cumulée, qui résume l'ensemble de l'expérience (Anderson et al., 1994). Cette étude mesure une satisfaction cumulée à l'égard du service principal. Elle comporte une composante cognitive, qui évalue l'adéquation du service aux attentes, et une composante affective, qui reflète les émotions suscitées par l'expérience (Mano & Oliver, 1993 ; Oliver, 1993). Homburg et al. (2006) montrent que la cognition et l'affect contribuent tous deux au jugement de satisfaction.

La satisfaction cumulée chevauche en partie la fiabilité. Elle intègre la fiabilité parmi d'autres éléments, comme les frais, la sécurité ou la facilité d'usage (Ajina et al., 2023). Un client peut juger les transactions fiables et rester insatisfait de l'ensemble. Ce chevauchement pose un problème pour un test de modération. Lorsque le modérateur contient une partie de la variable explicative, le terme d'interaction devient en partie colinéaire avec ses composantes. La satisfaction est aussi proche de la fidélité conative, puisque les deux expriment une attitude favorable envers l'opérateur. La validité discriminante entre ces construits doit donc être vérifiée avec soin, et les résultats interprétés avec prudence.

2.4. Pourquoi la satisfaction modérerait-elle l'effet de la fiabilité ?

Un modérateur modifie le sens ou l'intensité de la relation entre une variable explicative et une variable à expliquer. Un médiateur rend compte, lui, du mécanisme par lequel l'effet se produit (Baron & Kenny, 1986). Deux cadres permettent de prédire comment la satisfaction pourrait modifier l'effet de la fiabilité. Ils conduisent à des prédictions opposées.

Le premier cadre prédit un renforcement. Selon la théorie de la confirmation des attentes, la satisfaction résulte de la confirmation des attentes et conditionne l'intention de continuer à utiliser un service (Oliver, 1980 ; Bhattacherjee, 2001). Dans le modèle en phases d'Oliver (1999), une fidélité fondée sur la seule information de performance reste cognitive et fragile. Elle ne devient affective puis conative que si l'expérience est satisfaisante. La fiabilité se traduirait donc davantage en fidélité chez les clients satisfaits. Cette logique correspond à une interaction positive.

Le second cadre prédit une substitution. Les effets de la performance sur la fidélité présentent souvent des rendements décroissants (Anderson & Mittal, 2000). Chez un client déjà très satisfait, une fiabilité supplémentaire ajoute peu à une préférence installée. Chez un client peu

satisfait, la fiabilité peut devenir la principale raison de rester. Les barrières au changement pèsent en effet davantage sur l'intention de rachat lorsque la satisfaction est faible (Jones et al., 2000). Une offre fiable réduit les coûts procéduraux et le risque perçu d'un changement (Burnham et al., 2003). Cette logique correspond à une interaction négative.

Les preuves empiriques ne tranchent pas. Nyarku et al. (2018) ont interrogé 377 étudiants de l'Université de Cape Coast au Ghana. Ils mesurent la qualité de service globale par dix indicateurs de performance et testent la modération par régression avec la macro PROCESS. Le coefficient d'interaction qu'ils rapportent est négatif (B = −0,25), avec un gain de variance expliquée de 8,7 points. Les auteurs le présentent pourtant comme un renforcement. Leur étude présente aussi des limites : une seule université, une population étudiante, des scores non centrés et des échelles validées par le seul alpha de Cronbach. Le sens de la modération ne peut donc pas être fixé a priori.

Les facettes cognitive et affective peuvent opérer différemment. La facette cognitive valide la performance au regard des attentes. Elle se prête donc à la logique de confirmation, comme à celle des rendements décroissants. La facette affective ajoute une disposition favorable envers l'opérateur. Aucun argument ne permet d'assigner un sens différent à chacune. Les hypothèses de modération sont donc formulées de façon bilatérale et testées séparément :

H2 : La satisfaction cognitive modère l'association entre la fiabilité du service et la fidélité, dans le sens d'un renforcement ou d'une substitution.

H3 : La satisfaction affective modère l'association entre la fiabilité du service et la fidélité, dans le sens d'un renforcement ou d'une substitution.

2.5. Synthèse et positionnement de l'étude

Le tableau 1 situe l'étude par rapport aux travaux les plus proches. Il précise pour chacun le contexte, l'échantillon, le construit de qualité et le rôle donné à la satisfaction.

Tableau 1 : Positionnement de l'étude par rapport aux travaux antérieurs

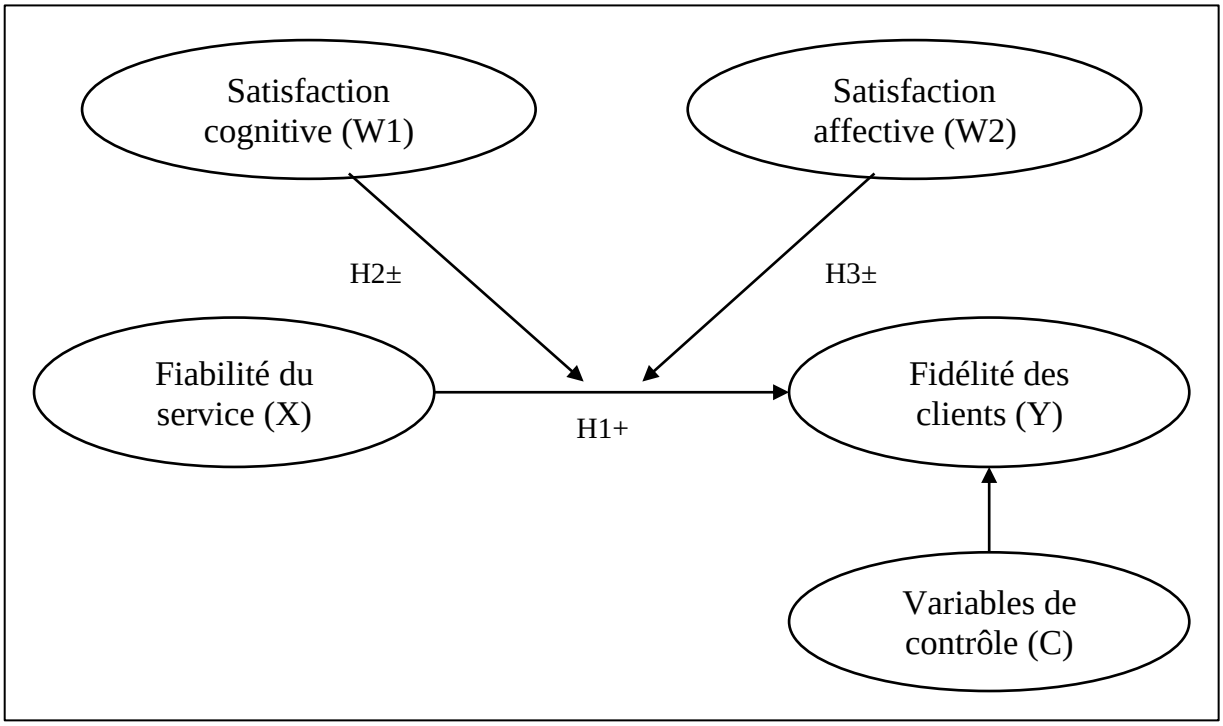
Étude	Contexte	Échantillon	Construit de qualité	Rôle de la satisfaction
Nyarku et al. (2018)	Ghana, une université	377 étudiants	Qualité globale (10 indicateurs)	Modératrice (B = −0,25)
Guidoum & Saadi (2023)	Algérie, BaridiMob	435 utilisateurs	Qualité de l'application, dont fiabilité	Médiatrice (totale pour la fiabilité)
Ajina et al. (2023)	Jordanie	557 utilisateurs	Dimensions du portefeuille mobile	Antécédent de la fidélité
Twum et al. (2023)	Ghana	494 utilisateurs	Qualité du service de mobile money	Conséquence de la qualité
Utomo & Yasirandi (2024)	Indonésie	287 utilisateurs	Huit dimensions, dont fiabilité	Conséquence de la qualité
Kapoor et al. (2025)	Portefeuilles mobiles	422 utilisateurs	Cinq dimensions, dont fiabilité	Médiatrice partielle
Présente étude	Côte d'Ivoire, cinq villes	516 clients	Fiabilité seule	Modératrice (test bilatéral) et relais (exploratoire)

Source : élaboré par les auteurs à partir des études citées

Le modèle conceptuel est présenté à la figure 1. La fiabilité du service (X) est la variable explicative et la fidélité (Y) la variable à expliquer. Les deux facettes de la satisfaction (W1 et W2) sont les modératrices. Les variables de contrôle (C) comprennent le sexe, l'âge, le niveau d'études, l'ancienneté comme client, l'opérateur principal, la ville et la catégorie socioprofessionnelle. Elles comprennent aussi un changement antérieur d'opérateur, qui sert d'indicateur indirect de l'expérience du changement. D'autres modérateurs plausibles, comme la confiance, le risque perçu, les coûts de changement ou la fréquence d'usage, n'ont pas été mesurés. Leur absence est discutée parmi les limites.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 826-850.
© Authors: CC BY-NC-ND

Figure 1 : Modèle conceptuel de la recherche



Source : élaborée par les auteurs. ± : sens de la modération non fixé a priori

3. Méthodologie de la recherche

Cette section décrit la démarche, l'échantillon et la collecte, les instruments de mesure, puis la stratégie d'analyse.

3.1. Démarche de recherche

La recherche s'inscrit dans une démarche hypothético-déductive. Les hypothèses découlent de la littérature et sont confrontées à des données quantitatives recueillies en une seule fois, par une enquête transversale. Les construits sont des variables latentes mesurées par plusieurs items. Le modèle de mesure est donc évalué avant le test des relations entre construits (Anderson & Gerbing, 1988).

3.2. Échantillon, collecte des données et éthique

L'enquête couvre cinq villes de Côte d'Ivoire : Abidjan, Bouaké, Daloa, Korhogo et Yamoussoukro. Elles ont été retenues pour leur importance urbaine et pour la diversité des contextes de service, notamment en matière d'agents, de couverture du réseau et de points de service. L'échantillonnage est de convenance. Il donne un accès rapide aux répondants, mais il ne permet pas d'inférence statistique vers une population définie (Bornstein et al., 2013). Étaient éligibles les personnes clientes d'un service de mobile money. Tous les répondants ont 18 ans ou plus. Les 519 questionnaires exploitables ont été recueillis du 10 au 18 août 2024, entre 6 et 85 réponses par jour selon l'horodatage du fichier. Le questionnaire a été administré en face-à-face, en français. Le taux de réponse est de 98 %.
Trois répondants (3) ont déclaré ne pas être clients d'un service de mobile money. Conformément au critère d'éligibilité, ils sont exclus de l'analyse principale, qui porte donc sur 516 clients. Leur réintégration est examinée comme analyse de sensibilité. Les tableaux 2 et 3 décrivent l'échantillon analysé.

Tableau 2 : Répartition des répondants par ville de résidence et par sexe

Ville	Hommes	Femmes	Total	%
Abidjan	163	122	285	55,2
Daloa	33	38	71	13,8
Korhogo	43	14	57	11,0
Bouaké	34	21	55	10,7
Yamoussoukro	37	11	48	9,3
Total	**310**	**206**	**516**	**100,0**

Source : données de l'enquête, août 2024 (n = 516)

Tableau 3 : Autres caractéristiques des répondants

Caractéristique	Modalité	n	%
Âge	18 à 25 ans	173	33,5
	26 à 30 ans	118	22,9
	31 à 35 ans	111	21,5
	36 à 40 ans	74	14,3
	Plus de 40 ans	40	7,8
Niveau d'études	Supérieur	384	74,4
	Secondaire ou primaire	132	25,6
Service le plus utilisé	Wave	174	33,7
	Orange Money	154	29,8
	MTN Mobile Money	100	19,4
	Moov Money	88	17,1
Ancienneté comme client	Moins d'un an	39	7,6
	Entre un et deux ans	195	37,8
	Entre trois et cinq ans	189	36,6
	Plus de cinq ans	93	18,0
Catégorie socioprofessionnelle	Étudiants	225	43,6
	Travailleurs	181	35,1
	Commerçants	60	11,6
	Planteurs	37	7,2
	Autres	13	2,5
A déjà changé de service	Oui	204	39,5
	Non	312	60,5

Source : données de l'enquête, août 2024 (n = 516). Les modalités d'ancienneté reproduisent celles du questionnaire ; l'intervalle entre deux et trois ans n'y figure pas explicitement

L'échantillon diffère nettement de la population ivoirienne. Selon le recensement de 2021, les hommes représentent 52,2 % de la population, le district d'Abidjan 21,5 % et la population urbaine 52,5 % (INS, 2022). Dans l'échantillon, les hommes représentent 60,1 %, Abidjan 55,2 %, et tous les répondants résident en ville. Les répondants de niveau supérieur (74,4 %) et les étudiants (43,6 %) sont aussi surreprésentés. Par ailleurs, seuls 40 % des adultes ivoiriens détenaient un compte de mobile money en 2021 (Demirgüç-Kunt et al., 2022, cités par Riquet et al., 2022). Les résultats concernent donc des utilisateurs urbains, jeunes et instruits. Ils ne peuvent pas être généralisés à l'ensemble des clients du mobile money en Côte d'Ivoire. La forte part d'étudiants appelle une prudence particulière, car ce type d'échantillon nuit à la reproductibilité des résultats (Peterson & Merunka, 2014). Des analyses par sous-groupe (Abidjan et autres villes, étudiants et non-étudiants, opérateur principal) sont donc présentées.
La participation était volontaire et anonyme. Les répondants étaient informés du caractère académique de l'enquête. Le fichier ne contient aucune donnée directement identifiante, comme un nom ou un numéro de téléphone.

3.3. Instruments de mesure

Tous les construits sont mesurés par des items évalués sur une échelle de Likert à cinq points, de 1 (« Pas du tout d'accord ») à 5 (« Tout à fait d'accord »). Le sens de ce codage a été vérifié

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 826-850.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

sur le formulaire source. La fiabilité est mesurée par quatre items adaptés de la dimension de fiabilité de SERVQUAL (Parasuraman et al., 1988), appréciée par la performance perçue (Cronin & Taylor, 1992). Ces items portent sur l'agence de mobile money et son personnel : respect des délais promis, attitude rassurante et intérêt sincère en cas de problème, confiance. La satisfaction est mesurée par trois items cognitifs et quatre items affectifs, adaptés de Mano et Oliver (1993). La fidélité est mesurée par seize items répartis en quatre dimensions, adaptés de Zeithaml et al. (1996). Les items de satisfaction et de fidélité portent également sur l'agence fréquentée par le client. Le tableau 4 présente l'architecture des mesures, avec le nombre d'items initiaux et retenus. La distribution de chaque item figure en annexe A et les énoncés en annexe B.

Tableau 4 : Variables, dimensions et items du modèle

Variable	Dimension	Codes	Items initiaux	Items retenus	Rôle
Qualité de service perçue	Fiabilité	FIAB1 à FIAB4	4	4	Explicative (X)
Satisfaction	Cognitive	SATCOG1 à SATCOG3	3	2	Modératrice (W1)
	Affective	SATAF1 à SATAF4	4	3	Modératrice (W2)
Fidélité	Bouche-à-oreille positif	BAO1 à BAO4	4	4	À expliquer (Y)
	Réaction face aux problèmes	REC1 à REC4	4	3	
	Tolérance à une hausse des tarifs	TOL1 à TOL4	4	3	
	Préférence pour les transactions futures	INTREA1 à INTREA4	4	3	

Source : élaboré par les auteurs. Items retirés après l'analyse confirmatoire : SATCOG2, SATAF3, REC2, TOL3 et INTREA4

3.4. Stratégie d'analyse des données

Les données ont été saisies et préparées sous IBM SPSS Statistics 20. Toutes les analyses ont ensuite été réalisées sous Python 3.13.18, avec les bibliothèques statsmodels 0.15.0, semopy 2.3.11 et scipy 1.18.1. Les modèles de modération et de médiation reproduisent la logique des modèles 1 et 4 de la macro PROCESS (Hayes, 2022), par moindres carrés ordinaires et bootstrap. Ce choix évite le problème de compatibilité entre les versions récentes de PROCESS et SPSS 20. Le code complet est disponible auprès des auteurs.

La distribution des items est examinée par l'asymétrie et l'aplatissement, et la normalité multivariée par le coefficient de Mardia (1970). Des valeurs d'asymétrie inférieures à 2 et d'aplatissement inférieures à 7 indiquent une non-normalité modérée (Curran et al., 1996). Les échelles de Likert à cinq modalités peuvent alors être traitées comme continues (Rhemtulla et al., 2012). Le modèle de mesure est examiné par analyse factorielle exploratoire, puis confirmatoire, par maximum de vraisemblance. Comme la normalité multivariée est rejetée, l'ajustement global est aussi évalué par le test de Bollen et Stine (1992) avec 5 000 rééchantillonnages.

Les critères d'ajustement sont le rapport χ^2/ddl, le CFI, le TLI, le RMSEA et le SRMR. Un CFI et un TLI d'au moins 0,90 correspondent à une convention ancienne (Bentler & Bonett, 1980). Hu et Bentler (1999) recommandent plutôt un CFI et un TLI proches de 0,95, un RMSEA inférieur à 0,06 et un SRMR inférieur à 0,08. Ces seuils fixes sont critiqués, car ils dépendent du modèle et des données (Marsh, Hau & Wen, 2004). Ils sont donc utilisés comme repères. Un modèle qui n'atteint pas ces repères pour plusieurs indices est qualifié d'insuffisamment ajusté.

La cohérence interne est appréciée par l'alpha de Cronbach et par le coefficient oméga, calculé comme la fiabilité composite. Le seuil usuel de 0,70 provient de Nunnally (1978). L'alpha suppose toutefois des saturations égales, et l'oméga est préférable lorsque cette condition n'est pas remplie (Sijtsma, 2009 ; McNeish, 2018). La validité convergente est jugée sur les saturations et sur la variance moyenne extraite (VME), qui doit dépasser 0,50 (Fornell & Larcker, 1981). La validité discriminante est vérifiée par le critère de Fornell et Larcker et par le rapport hétérotrait-monotrait (HTMT), qui doit rester inférieur à 0,85 (Henseler et al., 2015). Les items dont la saturation standardisée est inférieure à 0,15 en valeur absolue sont retirés un à un, avec réestimation à chaque étape. Ce critère empirique peut capitaliser sur le hasard. L'épuration est donc soumise à une validation croisée. L'échantillon est scindé au hasard en deux moitiés. La règle d'épuration est appliquée à la première moitié, et le modèle final est estimé sur la seconde. Les principaux résultats sont aussi présentés avec les échelles complètes, sans épuration.

Les mesures étant recueillies auprès des mêmes répondants au même moment, la variance de méthode commune est examinée de trois manières. La première est le test du facteur unique de Harman. La deuxième est l'ajout d'un facteur latent de méthode commune dans l'analyse confirmatoire (Podsakoff et al., 2003). La troisième est le test de colinéarité complète de Kock (2015), qui retient un seuil de 3,3. Le questionnaire ne comportait pas de variable marqueur, ce qui empêche la méthode de Lindell et Whitney (2001).

Une fois les échelles examinées, chaque construit est représenté par le score moyen de ses items retenus. H1 est testée par régression de la fidélité sur la fiabilité, sans puis avec les variables de contrôle. H2 et H3 sont testées par régression modérée, selon le modèle 1 de Hayes (2022). La fiabilité et le modérateur sont centrés pour faciliter l'interprétation des effets simples (Aiken & West, 1991). Le modèle estimé est le suivant :

$$\text{Fidélité} = b_0 + b_1\,\text{Fiabilité} + b_2\,\text{Satisfaction} + b_3\,(\text{Fiabilité} \times \text{Satisfaction}) + \Sigma\, c_k\, C_k + e$$

H2 et H3 sont évaluées sur le coefficient b_3, estimé séparément pour chaque facette, puis pour la satisfaction globale. Les erreurs types sont robustes à l'hétéroscédasticité (HC3), car ce choix convient aux échantillons de taille moyenne (Long & Ervin, 2000). L'apport de l'interaction est mesuré par la variation du R^2 (ΔR^2), avec un intervalle de confiance bootstrap à 2 000 tirages, et par la taille d'effet f^2. Les hypothèses de la régression sont vérifiées par le test de Breusch et Pagan (1979), le test de Jarque et Bera (1980), la distance de Cook (Cook, 1977) et les facteurs d'inflation de la variance.

Une valeur de p supérieure à 0,05 ne suffit pas à conclure à l'absence d'effet. Deux tests complémentaires sont donc conduits. Le premier est un test d'équivalence par deux tests unilatéraux, dit TOST (Lakens, 2017). La plus petite taille d'effet d'intérêt est fixée à un coefficient d'interaction standardisé de 0,10 en valeur absolue, ce qui correspond à un ΔR^2 d'environ 0,01. Le second est un facteur de Bayes approché par le critère BIC (Wagenmakers, 2007). Une analyse de sensibilité indique enfin la plus petite interaction détectable avec une puissance de 0,80 (Cohen, 1988). Cette puissance est surestimée lorsque les mesures sont imparfaites (Aguinis et al., 2005).

Les régressions sur scores moyens supposent des mesures sans erreur. Or l'erreur de mesure atténue fortement les interactions (Busemeyer & Jones, 1983). L'interaction est donc aussi estimée dans un modèle à variables latentes, par la méthode des indicateurs produits appariés avec double centrage (Marsh, Wen & Hau, 2004 ; Lin et al., 2010). Son intervalle de confiance est obtenu par 1 000 rééchantillonnages bootstrap. Une interaction peut se confondre avec un effet quadratique d'une de ses composantes (Ganzach, 1997). Le modèle latent est donc réestimé avec des termes quadratiques. La méthode LMS (Klein & Moosbrugger, 2000) n'était pas disponible dans les outils utilisés.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 826-850.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

Trois analyses complémentaires sont enfin conduites. L'interaction est testée pour chaque dimension de la fidélité. Elle est aussi estimée par sous-groupe, avec un test formel des différences par interaction triple. Une médiation de l'effet de la fiabilité par la satisfaction est testée à titre exploratoire, selon la logique du modèle 4 de PROCESS, avec 5 000 rééchantillonnages bootstrap.

4. Résultats

Les résultats suivent l'ordre de la stratégie d'analyse : examen des données, qualité de la mesure, variance de méthode commune, statistiques descriptives, tests des hypothèses, puis analyses complémentaires.

4.1. Examen préliminaire et distribution des items

Aucune valeur manquante n'est observée sur les 27 items. L'asymétrie va de −0,67 à 1,78 et l'aplatissement de −1,48 à 2,39. La non-normalité univariée est donc modérée. La normalité multivariée est en revanche rejetée : pour les 22 items retenus, l'aplatissement multivarié de Mardia vaut 602,48 pour 528 attendus ($z = 26,03$; $p < 0,001$).
La plupart des items se situent dans la zone de désaccord (annexe A). Par exemple, 85,5 % des répondants choisissent 1 ou 2 pour SATCOG1 et 77,3 % pour FIAB1. Seuls les items INTREA1 à INTREA3 et les cinq items retirés ensuite ont une moyenne proche ou supérieure à 3. Le sens du codage ayant été vérifié, ce niveau de désaccord est inattendu pour des clients qui utilisent le service. Une explication tient à l'objet des items. Ils portent sur l'agence et son personnel, alors que la plupart des utilisateurs effectuent leurs opérations directement sur leur téléphone (Riquet et al., 2022). Deux des cinq items retirés ensuite, SATCOG2 et SATAF3, sont formulés négativement dans le questionnaire (annexe B). Ce type d'item produit souvent un effet de méthode. Recodés ou non, ces items gardent une saturation inférieure à 0,15 en valeur absolue, car l'inversion du codage ne change que le signe de la saturation.

4.2. Qualité du modèle de mesure

Les indices KMO vont de 0,674 à 0,826, et le test de Bartlett est significatif pour toutes les échelles ($p < 0,001$). La fiabilité est unidimensionnelle (valeur propre de 1,82 ; 45,5 % de variance). Pour la satisfaction, les sept items donnent trois valeurs propres supérieures à 1 (2,36 ; 1,05 ; 1,03). Les deux dernières reposent sur deux items isolés, SATCOG2 et SATAF3.
Dans l'analyse confirmatoire initiale, cinq items ont une saturation inférieure à 0,15 en valeur absolue : INTREA4 (0,02), SATAF3 (−0,04), TOL3 (−0,06), REC2 (0,12), SATCOG2 (−0,13). Leur retrait successif porte la plus faible saturation restante à 0,43. La validation croisée confirme en grande partie cette épuration. Sur la première moitié ($n = 258$), la règle retire quatre des cinq items : INTREA4, TOL3, SATAF3, REC2. Le cinquième, SATCOG2, présente sur la seconde moitié une saturation de −0,07. Le modèle final estimé sur la seconde moitié ($n = 258$) donne un CFI de 0,862 et un RMSEA de 0,058, proches de ceux de l'échantillon complet.
Dans le modèle épuré, la corrélation latente entre satisfaction cognitive et affective vaut 1,045 (ET = 0,066). Cette valeur supérieure à 1 indique que les deux facettes ne se distinguent pas empiriquement. La corrélation entre leurs scores observés n'est pourtant que de 0,51. L'écart s'explique par la faible fiabilité des deux scores ($\alpha = 0,39$ pour la facette cognitive et 0,65 pour la facette affective). Corrigée de cette atténuation, la corrélation observée atteint 1,00. La satisfaction est donc traitée comme un construit unique dans le modèle de mesure. Les tests par facette sont conservés pour répondre à H2 et H3, mais ils sont présentés comme exploratoires.

Tableau 5 : Ajustement des modèles de mesure

Modèle	Items	χ^2/ddl	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Modèle initial (7 facteurs)	27	2,57	0,832	0,806	0,055	0,054
Modèle épuré, deux facettes de satisfaction	22	2,61	0,879	0,859	0,056	0,052
Modèle final (satisfaction unique, fidélité de second ordre)	22	2,64	0,875	0,856	0,056	0,052
Modèle final, seconde moitié (validation croisée)	22	1,87	0,862	0,842	0,058	0,059
Facteur unique (comparaison)	22	4,03	0,761	0,736	0,077	0,065
Repères de Hu et Bentler (1999)			≥ 0,95	≥ 0,95	< 0,06	< 0,08

Source : résultats des analyses des auteurs. Modèle final : $\chi^2(202) = 533,79$; $p < 0,001$; p de Bollen-Stine < 0,001 (5 000 rééchantillonnages)

L'ajustement du modèle final est insuffisant. Le RMSEA (0,056) et le SRMR (0,052) sont satisfaisants. En revanche, le CFI (0,875) et le TLI (0,856) restent sous 0,90, et le test de Bollen et Stine rejette le modèle. La fusion des deux facettes ne dégrade presque pas l'ajustement (CFI de 0,879 avec deux facettes). Le modèle final s'ajuste nettement mieux que le modèle à facteur unique ($\Delta\chi^2 = 307,48$; Δddl = 7 ; $p < 0,001$). La structure multidimensionnelle est donc préférable, mais l'ajustement reste imparfait.

Tableau 6 : Fiabilité et validité convergente

Variable	Saturations	α	ω	VME
Fiabilité (4 items)	0,445 à 0,685	0,588	0,596	0,276
Satisfaction (5 items)	0,477 à 0,716	0,706	0,715	0,339
Bouche-à-oreille positif (4 items)	0,621 à 0,742	0,775	0,774	0,462
Réaction face aux problèmes (3 items)	0,464 à 0,625	0,565	0,562	0,303
Tolérance à une hausse des tarifs (3 items)	0,607 à 0,644	0,652	0,654	0,386
Préférence pour les transactions futures (3 items)	0,429 à 0,609	0,538	0,550	0,294
Fidélité (second ordre)	0,511 à 0,863	0,786	0,811	0,528

Source : résultats des analyses des auteurs. Toutes les saturations sont significatives (p < 0,001). ω : oméga (fiabilité composite) ; VME : variance moyenne extraite. Pour la fidélité, les saturations sont celles des quatre dimensions

La cohérence interne est inégale. Le bouche-à-oreille (α = 0,775), la satisfaction (α = 0,706) et la fidélité de second ordre (ω = 0,811) atteignent le seuil de 0,70. La fiabilité du service (α = 0,588 ; ω = 0,596) et trois dimensions de la fidélité restent en dessous. La validité convergente n'est établie que pour la fidélité de second ordre (VME = 0,528). Les autres VME vont de 0,276 à 0,462, et plusieurs saturations sont inférieures à 0,50. La mesure de la fiabilité et de la satisfaction est donc imparfaite.

Tableau 7 : Validité discriminante

Construit	Fiabilité	Satisfaction	Fidélité
Fiabilité	**0,525**	0,707	0,745
Satisfaction	0,716	**0,582**	0,832
Fidélité	0,825	0,844	**0,726**

Source : résultats des analyses des auteurs. Diagonale : racine carrée de la VME. Sous la diagonale : corrélations latentes. Au-dessus : rapport HTMT

Le critère de Fornell et Larcker n'est pas satisfait. Les corrélations latentes (0,716 à 0,844) dépassent la racine carrée de la VME de la fiabilité (0,525) et de la satisfaction (0,582). Le rapport HTMT reste inférieur à 0,85 pour les trois paires, mais il en est proche pour la satisfaction et la fidélité (0,832). La validité discriminante n'est donc que partiellement établie. La proximité entre satisfaction et fidélité confirme le chevauchement conceptuel discuté plus haut.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 826-850.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

4.3. Variance de méthode commune

Le premier facteur du test de Harman explique 26,5 % de la variance des 22 items retenus et 21,6 % de celle des 27 items initiaux. Aucun facteur unique ne domine, mais ce test est peu sensible. L'ajout d'un facteur latent de méthode améliore l'ajustement (CFI de 0,910 contre 0,875 ; RMSEA de 0,051). Ce facteur explique en moyenne 20,5 % de la variance des items. Une fois ce facteur contrôlé, les corrélations latentes diminuent fortement, en particulier celles qui impliquent la satisfaction : 0,14 entre fiabilité et satisfaction, 0,09 entre satisfaction et fidélité, et 0,62 entre fiabilité et fidélité. Cette méthode peut absorber une partie de la variance propre aux construits (Podsakoff et al., 2003), et ces valeurs constituent donc une borne basse. Le test de colinéarité complète donne des facteurs d'inflation de 1,38 à 1,79, sous le seuil de 3,3. Au total, une variance de méthode commune non négligeable ne peut pas être exclue. Elle peut gonfler les associations observées, surtout celles qui impliquent la satisfaction.

4.4. Statistiques descriptives et corrélations

Tableau 8 : Moyennes, écarts types et corrélations

Variable	*M*	*ET*	1	2	3	4	5
1. Fiabilité	2,38	0,97	1				
2. Satisfaction globale	2,23	0,94	0,44	1			
3. Satisfaction cognitive	2,08	1,01	0,41	0,79	1		
4. Satisfaction affective	2,34	1,11	0,38	0,93	0,51	1	
5. Fidélité	2,39	0,76	0,49	0,62	0,49	0,57	1

Source : résultats des analyses des auteurs. Scores moyens des items retenus (échelle de 1 à 5). Toutes les corrélations sont significatives (p < 0,001)

Les scores moyens se situent sous le point médian de l'échelle. Comme indiqué plus haut, ce niveau peut refléter la formulation des items autant qu'une évaluation défavorable du service. Il ne doit donc pas être lu comme une mesure de la performance des opérateurs. Les corrélations vont dans le sens attendu. La fiabilité est modérément corrélée à la satisfaction (r = 0,44) et à la fidélité (r = 0,49). La satisfaction est plus fortement corrélée à la fidélité (r = 0,62). Les corrélations élevées entre la satisfaction globale et ses facettes (0,79 et 0,93) reflètent une relation de partie à tout.

4.5. Test de H1

Tableau 9 : Association entre la fiabilité et la fidélité

Modèle	*b*	*ET* (HC3)	*t*	*p*	IC à 95 %	R^2
Sans variables de contrôle	0,386	0,032	12,11	< 0,001	[0,324 ; 0,449]	0,242
Avec variables de contrôle	0,356	0,032	11,00	< 0,001	[0,293 ; 0,419]	0,373

Source : résultats des analyses des auteurs. Variable dépendante : fidélité. Coefficient de la fiabilité. Sans contrôle : F(1 ; 514) = 164,51 ; β standardisé = 0,492. Avec contrôle : 21 variables indicatrices de contrôle

La fiabilité est positivement associée à la fidélité (b = 0,386 ; p < 0,001 ; IC à 95 % [0,324 ; 0,449]). Elle explique 24,2 % de la variance de la fidélité. L'association reste nette avec les variables de contrôle (b = 0,356 ; p < 0,001). Parmi ces variables, le fait d'avoir déjà changé d'opérateur est associé à une fidélité plus élevée envers l'opérateur actuel (b = 0,322 ; p < 0,001). Les clients de trois à cinq ans d'ancienneté déclarent une fidélité plus faible que les clients récents (b = −0,445 ; p < 0,001). Les clients d'Orange Money (b = 0,146 ; p = 0,043) et les résidents de Bouaké (b = 0,406 ; p < 0,001) déclarent une fidélité un peu plus élevée. H1 est confirmée.

4.6. Tests de H2 et H3 sur scores observés

Tableau 10 : Régressions modérées de la fidélité

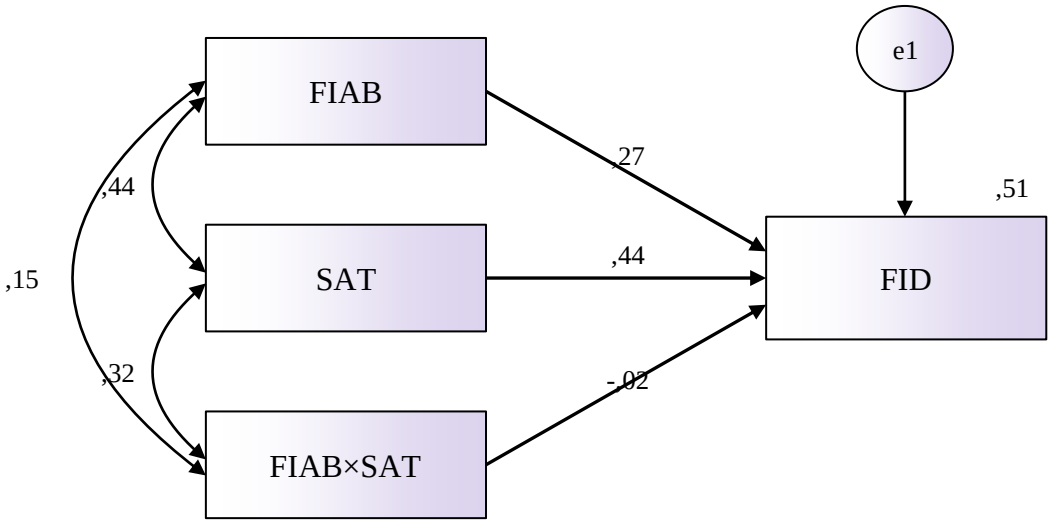
Modérateur	Fiabilité *b* (*ET*)	Modérateur *b* (*ET*)	Interaction *b* (*ET*)	*p*	IC à 95 % (interaction)	R^2	ΔR^2 [IC à 95 %]
Satisfaction cognitive (2 items)	0,269 (0,035)	0,206 (0,033)	0,018 (0,027)	0,518	[−0,036 ; 0,071]	0,432	0,0005 [0,0000 ; 0,0079]
Satisfaction affective (3 items)	0,247 (0,031)	0,271 (0,027)	−0,008 (0,029)	0,778	[−0,065 ; 0,049]	0,494	0,0001 [0,0000 ; 0,0068]
Satisfaction globale (5 items)	0,215 (0,032)	0,353 (0,034)	−0,014 (0,031)	0,658	[−0,075 ; 0,047]	0,506	0,0003 [0,0000 ; 0,0072]

Source : résultats des analyses des auteurs. Variable dépendante : fidélité. Variables centrées. Erreurs types robustes HC3. Toutes les régressions incluent les variables de contrôle. Les effets directs de la fiabilité et des modérateurs sont significatifs (p < 0,001). ΔR^2 : variance ajoutée par le terme d'interaction

Les trois modèles sont significatifs, avec des statistiques F(24 ; 491) de 15,56 à 20,92 (p < 0,001). Dans chacun, la fiabilité et le modérateur ont un effet direct positif et significatif. Aucun terme d'interaction n'est significatif : b = 0,018 (p = 0,518) pour la satisfaction cognitive, b = −0,008 (p = 0,778) pour la satisfaction affective et b = −0,014 (p = 0,658) pour la satisfaction globale. L'interaction ajoute au plus 0,05 point de pourcentage de variance expliquée, et les tailles d'effet f^2 sont inférieures à 0,001.

La figure 2 présente l'estimation standardisée du modèle de modération avec la satisfaction globale, selon la représentation des diagrammes d'AMOS.

Figure 2 : Estimation standardisée du modèle de modération (satisfaction globale)



Source : résultats des analyses des auteurs. FIAB : fiabilité ; SAT : satisfaction ; FID : fidélité ; e1 : erreur. Coefficients standardisés ; flèches courbes : corrélations ; valeur près de FID : R^2. Les variables de contrôle sont estimées mais non représentées

Les tests d'équivalence permettent d'aller plus loin. Pour les trois modérateurs, l'intervalle de confiance à 90 % du coefficient d'interaction standardisé reste à l'intérieur de la zone [−0,10 ; 0,10] (par exemple [−0,078 ; 0,045] pour la satisfaction globale). Les tests TOST sont significatifs (p de 0,013 à 0,016). Les facteurs de Bayes favorisent le modèle sans interaction, avec des valeurs de 18,1 à 21,3, ce qui correspond à une preuve forte. L'analyse de sensibilité indique qu'une interaction de $f^2 = 0,016$, soit un ΔR^2 d'environ 0,008, aurait été détectée avec une puissance de 0,80. Sur scores observés, une interaction d'ampleur au moins faible est donc peu plausible.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 826-850.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

Les diagnostics du modèle principal ne révèlent pas de problème majeur. Le test de Breusch et Pagan ne rejette pas l'homoscédasticité (p = 0,163). Les résidus s'écartent légèrement de la normalité (Jarque-Bera, p = 0,008), avec une asymétrie de 0,30 et un excès d'aplatissement de 0,30, ce qui justifie les erreurs HC3. Les facteurs d'inflation de la variance des termes du modèle restent inférieurs à 1,52. La distance de Cook signale 34 observations influentes. Leur retrait laisse l'interaction non significative (b = 0,001 ; p = 0,966).

4.7. Interaction latente

Tableau 11 : Modèles d'interaction latente (indicateurs produits appariés)

Modèle	Fiabilité β	Satisfaction β	Interaction β	Interaction *b* (*ET*)	*p* (ML)	IC bootstrap à 95 % (*b*)
Satisfaction globale	0,444	0,706	−0,290	−0,183 (0,070)	0,009	[−0,511 ; −0,051]
Satisfaction affective	0,555	0,692	−0,372	−0,230 (0,090)	0,011	[−0,556 ; −0,054]
Satisfaction cognitive	0,730	−0,501	0,593	0,425 (0,589)	0,470	[−0,396 ; 5,120]
Satisfaction globale avec termes quadratiques	1,585	−0,419	−0,270	−0,208 (1,827)	0,909	[−1,744 ; 0,763]

Source : résultats des analyses des auteurs. Variable dépendante : fidélité latente. β : coefficients standardisés. ML : erreurs types du maximum de vraisemblance. Bootstrap : 1 000 tirages pour la satisfaction globale, 500 pour les autres modèles

Le modèle latent donne une image différente. Pour la satisfaction globale, le coefficient d'interaction est négatif (β = −0,29 ; p = 0,009). Son intervalle bootstrap exclut zéro [−0,511 ; −0,051]. Le résultat est semblable pour la facette affective (β = −0,37 ; IC bootstrap [−0,556 ; −0,054]). Le modèle de la facette cognitive, qui repose sur deux items, est instable et son intervalle bootstrap est très large. Ces modèles s'ajustent médiocrement (CFI de 0,863 à 0,884). Ce signal doit être lu avec prudence. Le terme produit latent est fortement corrélé à ses composantes (0,45 avec la fiabilité et 0,62 avec la satisfaction). Une telle corrélation ne devrait pas apparaître avec des variables symétriques. Elle tient à l'asymétrie marquée des items. Au niveau observé, l'effet de la satisfaction sur la fidélité est par ailleurs concave (terme quadratique b = −0,057 ; p = 0,022). Or une interaction peut refléter un effet quadratique omis (Ganzach, 1997). Lorsque des termes quadratiques latents sont ajoutés, le modèle devient instable : les erreurs types explosent et l'intervalle bootstrap de l'interaction inclut zéro [−1,744 ; 0,763]. Avec ces données, l'interaction latente ne peut donc pas être distinguée d'un effet non linéaire de la satisfaction.

4.8. Robustesse

Tableau 12 : Robustesse du terme d'interaction sur scores observés

Spécification	Satisfaction cognitive *b* (*p*)	Satisfaction affective *b* (*p*)	Satisfaction globale *b* (*p*)
Spécification principale (tableau 10)	0,018 (0,518)	−0,008 (0,778)	−0,014 (0,658)
Sans variables de contrôle, erreurs classiques	0,023 (0,397)	−0,014 (0,558)	−0,018 (0,499)
Avec les trois non-clients (n = 519)	0,022 (0,432)	−0,015 (0,632)	−0,020 (0,536)
Échelles complètes sans épuration (27 items)	−0,022 (0,456)	−0,011 (0,739)	−0,040 (0,278)
Fidélité mesurée sur 16 items	−0,013 (0,586)	−0,006 (0,826)	−0,022 (0,430)
Sans les 34 observations influentes	0,043 (0,065)	0,015 (0,489)	0,001 (0,966)
Avec termes quadratiques de X et de W	0,035 (0,372)	0,019 (0,583)	0,002 (0,969)

Source : résultats des analyses des auteurs. Variable dépendante : fidélité. Erreurs types HC3 sauf mention contraire

Aucune spécification ne fait apparaître d'interaction significative au seuil de 5 %. Les coefficients restent proches de zéro et changent parfois de signe. Sans épuration des échelles, l'association entre fiabilité et fidélité reste semblable (b = 0,318 ; p < 0,001). L'épuration ne modifie donc aucune conclusion.

4.9. Analyses complémentaires

Tableau 13 : Association et interactions par dimension de la fidélité

Dimension de la fidélité	Fiabilité *b* (*p*)	Interaction cognitive *b* (*p*)	Interaction affective *b* (*p*)	Interaction globale *b* (*p*)
Bouche-à-oreille positif	0,562 (< 0,001)	0,023 (0,609)	0,008 (0,848)	0,006 (0,900)
Réaction face aux problèmes	0,275 (< 0,001)	0,034 (0,462)	0,033 (0,458)	0,023 (0,651)
Tolérance à une hausse des tarifs	0,469 (< 0,001)	−0,001 (0,976)	−0,081 (0,069)	−0,082 (0,129)
Préférence pour les transactions futures	0,180 (< 0,001)	0,013 (0,751)	0,002 (0,971)	−0,009 (0,847)

Source : résultats des analyses des auteurs. Fiabilité : régression simple. Interactions : modèles avec variables de contrôle et erreurs HC3

La fiabilité est associée positivement aux quatre dimensions de la fidélité, plus fortement au bouche-à-oreille (b = 0,562) qu'à la préférence pour les transactions futures (b = 0,180). Aucune interaction n'est significative au seuil de 5 %. La plus proche du seuil concerne la satisfaction affective et la tolérance à une hausse des tarifs (b = −0,081 ; p = 0,069). Le score global de fidélité ne masque donc pas d'interaction propre à une dimension.

Tableau 14 : Résultats par sous-groupe

Sous-groupe	n	Fiabilité *b* [IC à 95 %]	Interaction *b* (*p*)	Fiabilité *M*	Satisfaction *M*	Fidélité *M*
Abidjan	285	0,373 [0,286 ; 0,461]	−0,025 (0,591)	2,32	2,21	2,27
Autres villes	231	0,386 [0,298 ; 0,473]	−0,016 (0,676)	2,44	2,26	2,54
Étudiants	225	0,416 [0,324 ; 0,508]	0,006 (0,875)	2,40	2,31	2,47
Non-étudiants	291	0,361 [0,277 ; 0,445]	−0,046 (0,338)	2,36	2,18	2,33
Wave	174	0,390 [0,265 ; 0,515]	−0,040 (0,526)	2,13	2,05	2,24
Orange Money	154	0,306 [0,189 ; 0,424]	−0,039 (0,580)	2,53	2,36	2,54
MTN Mobile Money	100	0,449 [0,316 ; 0,583]	0,009 (0,898)	2,44	2,26	2,39
Moov Money	88	0,421 [0,283 ; 0,559]	0,028 (0,603)	2,52	2,35	2,43

Source : résultats des analyses des auteurs. Interaction avec la satisfaction globale, sans variables de contrôle, erreurs HC3. M : moyennes des scores

Les pentes de la fiabilité sont proches d'un sous-groupe à l'autre (0,306 à 0,449), et leurs intervalles de confiance se recouvrent. Aucune interaction n'est significative dans un sous-groupe. Les interactions triples confirment l'absence de différence entre Abidjan et les autres villes (p = 0,879) et entre étudiants et non-étudiants (p = 0,400). Les effectifs par opérateur restent toutefois modestes, ce qui limite la puissance de ces comparaisons.

Tableau 15 : Médiation exploratoire de l'association entre fiabilité et fidélité par la satisfaction

Chemin	*b*	*ET* (HC3)	*p*	IC à 95 %
Fiabilité vers satisfaction (a)	0,405	0,043	< 0,001	[0,322 ; 0,489]
Satisfaction vers fidélité (b)	0,348	0,033	< 0,001	[0,284 ; 0,412]
Effet direct de la fiabilité (c′)	0,215	0,032	< 0,001	[0,152 ; 0,278]
Effet total de la fiabilité (c)	0,356	0,032	< 0,001	[0,293 ; 0,419]
Effet indirect (a × b)	0,141	0,019		[0,104 ; 0,179] (bootstrap)

Source : résultats des analyses des auteurs. Modèles avec variables de contrôle. R^2 = 0,283 pour la satisfaction et 0,505 pour la fidélité. Bootstrap : 5 000 tirages, intervalles par percentiles

La médiation exploratoire indique un effet indirect positif de la fiabilité par la satisfaction (a × b = 0,141 ; IC bootstrap à 95 % [0,104 ; 0,179]). Il représente environ 40 % de l'effet total. L'effet direct reste significatif (c′ = 0,215 ; p < 0,001). L'équation de la fidélité correspond aussi au modèle additif. Les coefficients standardisés y sont de 0,27 pour la fiabilité et de 0,43 pour la satisfaction. Cette comparaison est biaisée en faveur de la satisfaction, mieux mesurée que la fiabilité. En outre, la satisfaction étant en partie une conséquence de la fiabilité, son contrôle réduit l'effet apparent de cette dernière. Les données étant transversales, cette médiation ne peut pas être interprétée comme un mécanisme causal.

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 826-850.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

4.10. Synthèse du test des hypothèses

Tableau 16 : Synthèse du test des hypothèses

Hypothèse	Résultat principal	Conclusion
H1 : la fiabilité est associée positivement à la fidélité	b = 0,356 ; IC [0,293 ; 0,419] ; p < 0,001	Confirmée
H2 : la satisfaction cognitive modère cette association	b = 0,018 ; p = 0,518 ; équivalence (TOST) établie ; modèle latent instable	Non confirmée
H3 : la satisfaction affective modère cette association	b = −0,008 ; p = 0,778 ; équivalence établie ; signal latent négatif non robuste	Non confirmée

Source : résultats des analyses des auteurs

5. Discussion

5.1. Fiabilité du service et fidélité (H1)

La fiabilité perçue est positivement associée à la fidélité déclarée. L'association est nette (b = 0,386 ; β = 0,492) et résiste aux variables de contrôle et à toutes les spécifications. Ce résultat rejoint ceux de Kapoor et al. (2025) et de Guidoum et Saadi (2023). Il les étend à un marché ouest-africain francophone, avec une fiabilité isolée des autres dimensions de la qualité. L'explication la plus plausible tient à la nature du service. Chaque opération engage directement l'argent du client, et les défaillances y sont fréquentes (Riquet et al., 2022). Un service régulier réduit l'incertitude et rend l'expérience prévisible.

Deux nuances s'imposent sur l'ampleur de cette association. D'un côté, la faible cohérence interne de la fiabilité tend à atténuer son coefficient. De l'autre, l'atténuation ne vaut que pour une erreur aléatoire et indépendante. Les mesures partagent ici la même méthode et la même source, et la variance de méthode commune n'est pas négligeable. Elle peut gonfler l'association. Le sens du biais net est donc incertain. Les données étant transversales, il s'agit d'une association et non d'un effet causal.

5.2. L'absence de preuve d'une modération (H2 et H3)

Les résultats ne fournissent pas de preuve d'une modération par la satisfaction, ni par l'une de ses facettes. Sur scores observés, les interactions sont négligeables, et les tests d'équivalence établissent qu'elles sont inférieures à une taille d'effet faible. Ce constat tient pour chaque dimension de la fidélité et dans chaque sous-groupe. Il doit cependant être formulé avec précision. Il s'agit d'une absence de preuve d'une modération avec les instruments disponibles, et non d'une preuve d'absence de modération. Les échelles de fiabilité et de satisfaction sont en effet peu fiables, et l'erreur de mesure atténue fortement les interactions (Busemeyer & Jones, 1983 ; Aguinis et al., 2005).

Le modèle latent, qui tient compte de cette erreur, suggère une interaction négative. Un tel signe correspond à la logique de substitution. L'effet de la fiabilité serait plus faible chez les clients les plus satisfaits, conformément aux rendements décroissants décrits par Anderson et Mittal (2000). Chez les clients peu satisfaits, la fiabilité resterait une raison de rester, comme le suggèrent Jones et al. (2000). Ce signal n'est toutefois pas robuste. Il disparaît lorsque les effets quadratiques sont contrôlés, et il peut provenir de la concavité de l'effet de la satisfaction et de l'asymétrie des items. Il constitue donc une piste à tester, et non un résultat.

La comparaison avec Nyarku et al. (2018) va dans le même sens. Leur interaction est négative et ajoute 8,7 points de variance expliquée, contre 0,03 point ici. Plusieurs différences peuvent expliquer cet écart de taille d'effet. Leur variable explicative est la qualité globale et non la seule fiabilité. Leur échantillon est composé d'étudiants d'une seule université. Leurs scores ne sont pas centrés, ce qui rend le coefficient d'interaction sensible à l'origine des échelles. Le

signe négatif commun aux deux études mérite néanmoins d'être retenu. Il suggère que la logique de renforcement, implicite dans la littérature, n'est pas la seule plausible.

5.3. La satisfaction comme relais plutôt que comme condition

Les données sont plus compatibles avec une satisfaction qui relaie l'association entre fiabilité et fidélité qu'avec une satisfaction qui la conditionne. La médiation exploratoire indique qu'environ 40 % de l'association totale passe par la satisfaction. Ce résultat rejoint les modèles de médiation de Guidoum et Saadi (2023) et de Kapoor et al. (2025). Il doit cependant être lu avec réserve. Le design transversal ne permet pas d'établir l'ordre temporel des variables. La proximité empirique entre satisfaction et fidélité (HTMT de 0,832) et la variance de méthode commune peuvent aussi gonfler le chemin indirect. La supériorité apparente de la satisfaction dans le modèle additif doit être nuancée pour les mêmes raisons. Elle tient en partie à sa meilleure fiabilité de mesure.

5.4. Implications théoriques

Sur le plan théorique, l'étude met à l'épreuve un rôle de condition que la littérature attribue rarement à la satisfaction. Elle oppose explicitement une logique de renforcement, tirée de la confirmation des attentes et du modèle en phases d'Oliver (1999), à une logique de substitution, tirée des rendements décroissants et des barrières au changement. Les données ne permettent pas de trancher. Elles montrent cependant que le renforcement ne peut pas être tenu pour acquis. L'étude montre aussi que les facettes cognitive et affective ne se distinguent pas avec les échelles utilisées. La distinction de Mano et Oliver (1993) demande donc des instruments plus discriminants dans ce type de service. Enfin, elle illustre un point de méthode. Avec des échelles imparfaites et asymétriques, scores observés et modèles latents peuvent conduire à des conclusions différentes sur une même interaction. Un test de modération doit alors rapporter les deux, avec les contrôles de non-linéarité.

5.5. Implications managériales et pour la régulation

Les implications managériales doivent rester générales, car l'échantillon n'est pas représentatif et les sous-groupes ne diffèrent pas. L'étude ne permet pas de dire si un opérateur donné doit d'abord fiabiliser ses opérations ou améliorer l'expérience d'ensemble. Trois enseignements se dégagent néanmoins. Le premier est que la fiabilité est associée à la fidélité quel que soit le niveau de satisfaction des clients. Les répondants la citent d'ailleurs en premier parmi les éléments importants pour la fidélité (56,0 %). Les opérateurs gagneraient à suivre des indicateurs précis de fiabilité. Il s'agit notamment du taux d'échec des transactions, du délai de remboursement des transactions échouées, de la disponibilité du réseau et des liquidités chez les agents, et du délai de traitement des réclamations.

Le deuxième enseignement est que la satisfaction relaie une partie de cette association. Soigner l'expérience d'ensemble, notamment l'information sur les frais et le traitement des réclamations, reste donc utile. Le troisième est que la fidélité ne se confond pas avec l'exclusivité. Dans l'échantillon, 39,5 % des clients ont déjà changé d'opérateur, et ces clients déclarent une fidélité plus élevée envers leur opérateur actuel. Le changement d'opérateur semble donc parfois conduire à une préférence plus affirmée pour le nouveau prestataire.

Pour le régulateur, ces résultats plaident pour une meilleure transparence sur la fiabilité des services. L'ARTCI et la BCEAO pourraient publier, par opérateur, des indicateurs comparables d'échec des transactions et de délai de remboursement. Une telle information aiderait les clients à choisir et renforcerait l'intérêt des opérateurs pour la fiabilité. Elle servirait aussi l'inclusion financière, puisque les défaillances et les pertes d'argent freinent l'usage du mobile money (Riquet et al., 2022 ; Toure et al., 2026).

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 826-850.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

5.6. Limites

Les limites sont présentées par ordre d'importance pour l'inférence. La première tient à la mesure. Le modèle de mesure est insuffisamment ajusté, la fiabilité et la satisfaction sont peu fiables, cinq items ont été retirés et la validité discriminante n'est que partielle. Les deux facettes de la satisfaction ne se distinguent pas. Ces défauts réduisent fortement la capacité à détecter une interaction et rendent le modèle latent fragile. De plus, les items de fiabilité portent sur l'agence et son personnel plutôt que sur l'exécution technique des transactions. Ils mesurent donc une fiabilité de la relation de service, ce qui limite la portée des conclusions sur la fiabilité technique. La forte proportion de réponses en désaccord pose aussi la question de la formulation des items.

La deuxième limite tient à la causalité. Les données sont transversales. Les relations observées sont des associations, et la médiation n'est qu'exploratoire. La troisième tient à la représentativité. L'échantillon de convenance est urbain, jeune, instruit et concentré à Abidjan. Les résultats ne peuvent pas être étendus à l'ensemble des clients ivoiriens, ni aux zones rurales. La quatrième limite tient à la source unique des données. Toutes les mesures proviennent des mêmes répondants au même moment, et la variance de méthode commune n'est pas négligeable. La fidélité porte en outre sur des intentions déclarées et non sur des comportements observés. La cinquième tient aux variables omises. La confiance, le risque perçu, les coûts de changement, la fréquence d'usage et la détention de plusieurs portefeuilles n'ont pas été mesurés. Ils pourraient être des modérateurs plus pertinents que la satisfaction.

5.7. Perspectives de recherche

Ces limites ouvrent plusieurs pistes, chacune associée à un dispositif précis. Une première étude devrait développer des échelles plus fiables, avec des entretiens cognitifs, un prétest et une validation sur deux échantillons distincts. Une deuxième pourrait suivre un panel de clients sur plusieurs vagues, afin d'établir l'ordre temporel entre fiabilité, satisfaction et fidélité. Une troisième pourrait relier les journaux de transactions d'un opérateur, qui enregistrent les échecs réels, aux départs effectifs des clients. Une quatrième pourrait manipuler la fiabilité et la satisfaction dans des scénarios expérimentaux, ce qui permettrait de tester directement la logique de substitution. Une cinquième devrait reposer sur un échantillonnage par quotas couvrant les zones rurales et les quatre opérateurs. Ces études gagneraient à estimer les interactions latentes par la méthode LMS ou par une approche bayésienne, et à mesurer la confiance, les coûts de changement et la multi-détention.

6. Conclusion

Cette recherche visait à déterminer si la satisfaction modifie l'association entre la fiabilité perçue du service et la fidélité des clients du mobile money en Côte d'Ivoire. Elle repose sur une enquête menée en août 2024 auprès de 516 clients de cinq villes. La fiabilité est positivement associée à la fidélité, et cette association résiste aux variables de contrôle et aux vérifications de robustesse. En revanche, les données ne fournissent pas de preuve d'une modération par la satisfaction cognitive ou affective. Sur scores observés, les interactions sont négligeables. Un modèle latent suggère une interaction négative, de type substitution, mais ce signal ne résiste pas au contrôle des effets non linéaires. La conclusion est donc une absence de preuve d'une modération avec les instruments disponibles, et non une preuve d'absence de modération.

Sur le plan théorique, l'étude montre que le rôle de renforcement souvent prêté à la satisfaction ne peut pas être tenu pour acquis. Une logique de substitution est également plausible. Les données sont plus compatibles avec une satisfaction qui relaie une partie de l'association entre fiabilité et fidélité. Sur le plan managérial, elle invite les opérateurs à suivre des indicateurs

précis de fiabilité, comme le taux d'échec des transactions et le délai de remboursement. Elle invite aussi le régulateur à rendre ces indicateurs publics et comparables entre opérateurs.
Ces conclusions valent pour des utilisateurs urbains, jeunes et instruits, interrogés en une seule fois. Elles reposent sur des échelles dont la fiabilité est insuffisante. L'étude doit donc être lue comme exploratoire. Des échelles mieux validées, des données longitudinales et des données de transactions réelles permettront de trancher entre renforcement et substitution.

Références

(1). Aguinis, H., Beaty, J. C., Boik, R. J., & Pierce, C. A. (2005). Effect size and power in assessing moderating effects of categorical variables using multiple regression: A 30-year review. *Journal of Applied Psychology*, *90*(1), 94-107. https://doi.org/10.1037/0021-9010.90.1.94

(2). Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Sage.

(3). Ajina, A. S., Joudeh, J. M. M., Ali, N. N., Zamil, A. M., & Hashem, T. N. (2023). The effect of mobile-wallet service dimensions on customer satisfaction and loyalty: An empirical study. *Cogent Business & Management*, *10*(2), Article 2229544. https://doi.org/10.1080/23311975.2023.2229544

(4). Anderson, E. W., Fornell, C., & Lehmann, D. R. (1994). Customer satisfaction, market share, and profitability: Findings from Sweden. *Journal of Marketing*, *58*(3), 53-66. https://doi.org/10.1177/002224299405800304

(5). Anderson, E. W., & Mittal, V. (2000). Strengthening the satisfaction-profit chain. *Journal of Service Research*, *3*(2), 107-120. https://doi.org/10.1177/109467050032001

(6). Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, *103*(3), 411-423. https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.3.411

(7). Autorité de régulation des télécommunications/TIC de Côte d'Ivoire. (2025). *Statistiques du marché des télécommunications/TIC en Côte d'Ivoire, année 2024*. ARTCI. https://www.artci.ci

(8). Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, *51*(6), 1173-1182. https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173

(9). Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, *88*(3), 588-606. https://doi.org/10.1037/0033-2909.88.3.588

(10). Bhattacherjee, A. (2001). Understanding information systems continuance: An expectation-confirmation model. *MIS Quarterly*, *25*(3), 351-370. https://doi.org/10.2307/3250921

(11). Bollen, K. A., & Stine, R. A. (1992). Bootstrapping goodness-of-fit measures in structural equation models. *Sociological Methods & Research*, *21*(2), 205-229. https://doi.org/10.1177/0049124192021002004

(12). Bornstein, M. H., Jager, J., & Putnick, D. L. (2013). Sampling in developmental science: Situations, shortcomings, solutions, and standards. *Developmental Review*, *33*(4), 357-370. https://doi.org/10.1016/j.dr.2013.08.003

(13). Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica*, *47*(5), 1287-1294. https://doi.org/10.2307/1911963

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 826-850.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

(14). Burnham, T. A., Frels, J. K., & Mahajan, V. (2003). Consumer switching costs: A typology, antecedents, and consequences. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *31*(2), 109-126. https://doi.org/10.1177/0092070302250897
(15). Busemeyer, J. R., & Jones, L. E. (1983). Analysis of multiplicative combination rules when the causal variables are measured with error. *Psychological Bulletin*, *93*(3), 549-562. https://doi.org/10.1037/0033-2909.93.3.549
(16). Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum Associates.
(17). Cook, R. D. (1977). Detection of influential observation in linear regression. *Technometrics*, *19*(1), 15-18. https://doi.org/10.1080/00401706.1977.10489493
(18). Coulibaly, M. (2024). Évaluation concurrentielle du marché des transferts d'argent mobile en Côte d'Ivoire. *Revue Française d'Économie et de Gestion*, *5*(4), 45-71. https://doi.org/10.5281/zenodo.10992794
(19). Cronin, J. J., & Taylor, S. A. (1992). Measuring service quality: A reexamination and extension. *Journal of Marketing*, *56*(3), 55-68. https://doi.org/10.1177/002224299205600304
(20). Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, *1*(1), 16-29. https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.1.16
(21). Demirgüç-Kunt, A., Klapper, L., Singer, D., & Ansar, S. (2022). *The Global Findex Database 2021: Financial inclusion, digital payments, and resilience in the age of COVID-19*. World Bank. https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1897-4
(22). Dick, A. S., & Basu, K. (1994). Customer loyalty: Toward an integrated conceptual framework. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *22*(2), 99-113. https://doi.org/10.1177/0092070394222001
(23). Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, *18*(1), 39-50. https://doi.org/10.1177/002224378101800104
(24). Ganzach, Y. (1997). Misleading interaction and curvilinear terms. *Psychological Methods*, *2*(3), 235-247. https://doi.org/10.1037/1082-989X.2.3.235
(25). GSMA. (2026). *The state of the industry report on mobile money 2026*. GSM Association. Consulté le 19 novembre 2026 sur https://www.gsma.com/sotir/
(26). Guidoum, S., & Saadi, E. (2023). Mobile payment application quality and customer loyalty: A structural equation modeling approach (BARIDI MOB case study). *International Journal of Economic Performance*, *6*(2), 200-216. https://doi.org/10.54241/2065-006-002-011
(27). Hayes, A. F. (2022). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach* (3rd ed.). Guilford Press.
(28). Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *43*(1), 115-135. https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8
(29). Homburg, C., Koschate, N., & Hoyer, W. D. (2006). The role of cognition and affect in the formation of customer satisfaction: A dynamic perspective. *Journal of Marketing*, *70*(3), 21-31. https://doi.org/10.1509/jmkg.70.3.21
(30). Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, *6*(1), 1-55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118
(31). Institut National de la Statistique. (2022). *Recensement général de la population et de l'habitat 2021 : résultats globaux définitifs*. INS.

(32). Jack, W., & Suri, T. (2014). Risk sharing and transactions costs: Evidence from Kenya's mobile money revolution. *American Economic Review*, *104*(1), 183-223. https://doi.org/10.1257/aer.104.1.183

(33). Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, *6*(3), 255-259. https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5

(34). Jones, M. A., Mothersbaugh, D. L., & Beatty, S. E. (2000). Switching barriers and repurchase intentions in services. *Journal of Retailing*, *76*(2), 259-274. https://doi.org/10.1016/S0022-4359(00)00024-5

(35). Kapoor, A., Sindwani, R., & Goel, M. (2025). A novel framework for understanding the interplay between the mobile wallet service quality dimensions and loyalty intention. *The TQM Journal*, *37*(6), 1716-1741. https://doi.org/10.1108/TQM-12-2023-0422

(36). Klein, A., & Moosbrugger, H. (2000). Maximum likelihood estimation of latent interaction effects with the LMS method. *Psychometrika*, *65*(4), 457-474. https://doi.org/10.1007/BF02296338

(37). Kock, N. (2015). Common method bias in PLS-SEM: A full collinearity assessment approach. *International Journal of e-Collaboration*, *11*(4), 1-10. https://doi.org/10.4018/ijec.2015100101

(38). Lakens, D. (2017). Equivalence tests: A practical primer for t tests, correlations, and meta-analyses. *Social Psychological and Personality Science*, *8*(4), 355-362. https://doi.org/10.1177/1948550617697177

(39). Liana, P., Jaensson, J.-E., & Mmari, G. (2023). Service quality dimensions as predictors of customer loyalty in mobile payment services: Moderating effect of gender. *Future Business Journal*, *9*(1), 1-15. https://doi.org/10.1186/s43093-023-00277-2

(40). Lin, G.-C., Wen, Z., Marsh, H. W., & Lin, H.-S. (2010). Structural equation models of latent interactions: Clarification of orthogonalizing and double-mean-centering strategies. *Structural Equation Modeling*, *17*(3), 374-391. https://doi.org/10.1080/10705511.2010.488999

(41). Lindell, M. K., & Whitney, D. J. (2001). Accounting for common method variance in cross-sectional research designs. *Journal of Applied Psychology*, *86*(1), 114-121. https://doi.org/10.1037/0021-9010.86.1.114

(42). Long, J. S., & Ervin, L. H. (2000). Using heteroscedasticity consistent standard errors in the linear regression model. *The American Statistician*, *54*(3), 217-224. https://doi.org/10.1080/00031305.2000.10474549

(43). Mano, H., & Oliver, R. L. (1993). Assessing the dimensionality and structure of the consumption experience: Evaluation, feeling, and satisfaction. *Journal of Consumer Research*, *20*(3), 451-466. https://doi.org/10.1086/209361

(44). Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, *57*(3), 519-530. https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519

(45). Marsh, H. W., Hau, K.-T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, *11*(3), 320-341. https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103_2

(46). Marsh, H. W., Wen, Z., & Hau, K.-T. (2004). Structural equation models of latent interactions: Evaluation of alternative estimation strategies and indicator construction. *Psychological Methods*, *9*(3), 275-300. https://doi.org/10.1037/1082-989X.9.3.275

(47). McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, *23*(3), 412-433. https://doi.org/10.1037/met0000144

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 826-850.
© Authors: CC BY-NC-ND
IJAFAME
International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management & Economics

(48). Nonvide, G. M. A., & Alinsato, A. S. (2023). Who uses mobile money, and what factors affect its adoption process? Evidence from smallholder households in Côte d'Ivoire. *Journal of Financial Services Marketing*, *28*(1), 117-127. https://doi.org/10.1057/s41264-022-00144-1

(49). Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2nd ed.). McGraw-Hill.

(50). Nyarku, K. M., Kusi, L. Y., Domfeh, H. A., Ofori, H., Koomson, I., & Owusu, J. A. (2018). Moderating the service quality-customer loyalty relation through customer satisfaction, gender and banking status: Evidence from mobile money users in University of Cape Coast, Ghana. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, *8*(6), 704-733. https://doi.org/10.6007/IJARBSS/v8-i6/4265

(51). Oliver, R. L. (1980). A cognitive model of the antecedents and consequences of satisfaction decisions. *Journal of Marketing Research*, *17*(4), 460-469. https://doi.org/10.1177/002224378001700405

(52). Oliver, R. L. (1993). Cognitive, affective, and attribute bases of the satisfaction response. *Journal of Consumer Research*, *20*(3), 418-430. https://doi.org/10.1086/209358

(53). Oliver, R. L. (1999). Whence consumer loyalty? *Journal of Marketing*, *63*(4, Suppl.), 33-44. https://doi.org/10.1177/00222429990634s105

(54). Oliver, R. L. (2010). *Satisfaction: A behavioral perspective on the consumer* (2nd ed.). M.E. Sharpe.

(55). Parasuraman, A., Zeithaml, V. A., & Berry, L. L. (1988). SERVQUAL: A multiple-item scale for measuring consumer perceptions of service quality. *Journal of Retailing*, *64*(1), 12-40.

(56). Peterson, R. A., & Merunka, D. R. (2014). Convenience samples of college students and research reproducibility. *Journal of Business Research*, *67*(5), 1035-1041. https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2013.08.010

(57). Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, *88*(5), 879-903. https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879

(58). Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P. É., & Savalei, V. (2012). When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions. *Psychological Methods*, *17*(3), 354-373. https://doi.org/10.1037/a0029315

(59). Riquet, C., Duflos, E., & Izaguirre, J. C. (2022, 29 septembre). *Growth of digital finance in Côte d'Ivoire is not without risks*. CGAP. https://www.cgap.org/blog/growth-of-digital-finance-in-cote-divoire-is-not-without-risks

(60). Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, *74*(1), 107-120. https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0

(61). Suri, T., & Jack, W. (2016). The long-run poverty and gender impacts of mobile money. *Science*, *354*(6317), 1288-1292. https://doi.org/10.1126/science.aah5309

(62). Toure, F., Traore, A., & Dao, Z. Y. (2026). Déterminants de la non-utilisation du mobile money en Côte d'Ivoire : une analyse des facteurs individuels, technologiques et institutionnels. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics*, *7*(7), 245-260. https://doi.org/10.5281/zenodo.20720959

(63). Twum, K. K., Kosiba, J. P. B., Hinson, R. E., Gabrah, A. Y. B., & Assabil, E. N. (2023). Determining mobile money service customer satisfaction and continuance usage

through service quality. *Journal of Financial Services Marketing*, *28*(1), 30-42. https://doi.org/10.1057/s41264-021-00138-5

(64). Utomo, R. G., & Yasirandi, R. (2024). Securing digital wallet loyalty: Unveiling the impact of privacy and security. *Scientific Journal of Informatics*, *11*(2), 287-302. https://doi.org/10.15294/sji.v11i2.2423

(65). Wagenmakers, E.-J. (2007). A practical solution to the pervasive problems of p values. *Psychonomic Bulletin & Review*, *14*(5), 779-804. https://doi.org/10.3758/BF03194105

(66). Zeithaml, V. A., Berry, L. L., & Parasuraman, A. (1996). The behavioral consequences of service quality. *Journal of Marketing*, *60*(2), 31-46. https://doi.org/10.1177/002224299606000203

Annexes

Annexe A : Distribution des items

Tableau A1 : Distribution des 27 items (n = 516)

Item	Dimension	*M*	*ET*	% 1-2	% 3	% 4-5	Statut
FIAB1	Fiabilité	2,01	1,25	77,3	9,7	13,0	Retenu
FIAB2	Fiabilité	2,30	1,49	69,6	7,9	22,5	Retenu
FIAB3	Fiabilité	2,78	1,55	57,8	9,7	32,6	Retenu
FIAB4	Fiabilité	2,41	1,48	67,6	8,5	23,8	Retenu
SATCOG1	Satisfaction cognitive	1,73	1,13	85,5	4,8	9,7	Retenu
SATCOG2	Satisfaction cognitive	3,49	1,08	16,3	26,9	56,8	Retiré
SATCOG3	Satisfaction cognitive	2,43	1,42	70,2	7,0	22,9	Retenu
SATAF1	Satisfaction affective	2,02	1,32	80,2	4,7	15,1	Retenu
SATAF2	Satisfaction affective	2,48	1,51	66,3	6,8	26,9	Retenu
SATAF3	Satisfaction affective	3,36	1,11	22,3	22,1	55,6	Retiré
SATAF4	Satisfaction affective	2,51	1,51	64,3	9,1	26,6	Retenu
BAO1	Bouche-à-oreille	1,97	1,29	80,6	5,2	14,1	Retenu
BAO2	Bouche-à-oreille	2,10	1,39	76,9	5,4	17,6	Retenu
BAO3	Bouche-à-oreille	2,14	1,44	76,0	5,4	18,6	Retenu
BAO4	Bouche-à-oreille	2,16	1,36	74,8	7,9	17,2	Retenu
REC1	Réaction aux problèmes	2,11	1,45	76,7	4,3	19,0	Retenu
REC2	Réaction aux problèmes	2,84	1,47	46,9	11,2	41,9	Retiré
REC3	Réaction aux problèmes	2,49	1,58	67,4	4,5	28,1	Retenu
REC4	Réaction aux problèmes	2,21	1,40	74,6	7,4	18,0	Retenu
TOL1	Tolérance tarifaire	2,28	1,45	73,8	4,7	21,5	Retenu
TOL2	Tolérance tarifaire	2,36	1,52	67,2	8,7	24,0	Retenu
TOL3	Tolérance tarifaire	3,19	1,33	30,8	21,1	48,1	Retiré
TOL4	Tolérance tarifaire	2,26	1,42	70,5	9,1	20,3	Retenu
INTREA1	Préférence future	2,98	1,42	42,4	13,2	44,4	Retenu
INTREA2	Préférence future	3,05	1,41	41,3	14,5	44,2	Retenu
INTREA3	Préférence future	2,99	1,50	49,6	10,9	39,5	Retenu
INTREA4	Préférence future	2,36	1,42	61,0	11,6	27,3	Retiré

Source : données de l'enquête, août 2024. % 1-2 : désaccord ; % 3 : position neutre ; % 4-5 : accord

ISSN: 2658-8455
Volume 7, Issue 14 (2026), pp. 826-850.
© Authors: CC BY-NC-ND

Annexe B : Énoncés des items et sources des échelles

Les répondants indiquaient leur degré d'accord sur une échelle de 1 (« Pas du tout d'accord ») à 5 (« Tout à fait d'accord »), avec 3 pour « Neutre ». Les items marqués (-) sont formulés négativement dans le questionnaire.

Tableau B1 : Énoncés des items de mesure

Code	Énoncé	Source
FIAB1	Quand je rencontre des problèmes, le personnel de l'agence adopte une attitude sympathique et rassurante	SERVQUAL
FIAB2	Le personnel de l'agence est digne de confiance	SERVQUAL
FIAB3	Quand mon agence s'engage à réaliser quelque chose dans un délai donné, elle s'y tient	SERVQUAL
FIAB4	Quand je rencontre un problème, le personnel de l'agence montre un sincère intérêt en le résolvant	SERVQUAL
SATCOG1	Je suis satisfait(e) de la décision que j'ai prise de choisir cette agence afin de faire mes opérations	Mano & Oliver
SATCOG2	Par rapport à mes attentes initiales, je suis un peu déçu(e) par cette agence (-)	Mano & Oliver
SATCOG3	Les services rendus par cette agence sont conformes à mes attentes	Mano & Oliver
SATAF1	Je suis content(e) de l'agence	Mano & Oliver
SATAF2	Je suis enchanté(e) par la relation que j'ai instaurée avec mon agence et son personnel	Mano & Oliver
SATAF3	Je suis vraiment déçu(e) par les relations que j'ai développées avec mon agence (-)	Mano & Oliver
SATAF4	Mon expérience avec cette agence a toujours été plaisante	Mano & Oliver
BAO1	Je recommanderai cette agence à toute personne qui me demandera conseil	Zeithaml et al.
BAO2	J'encouragerai mes amis et mes relations à devenir clients de cette agence	Zeithaml et al.
BAO3	Si un jour une discussion m'amène à parler des agences de mobile money en général, je parlerai favorablement	Zeithaml et al.
BAO4	Je dirai des choses positives à mon entourage au sujet de cette agence	Zeithaml et al.
REC1	En cas de problème, je discuterai avec le personnel afin d'améliorer la situation	Zeithaml et al.
REC2	Si je rencontre un problème avec mon agence, je me plaindrai auprès du personnel ou des responsables	Zeithaml et al.
REC3	Je travaillerai avec le personnel de l'agence afin de corriger chaque problème que nous rencontrons	Zeithaml et al.
REC4	Éventuellement, je suggérerai à mon agence d'entreprendre des changements si nous rencontrons un problème mutuel	Zeithaml et al.
INTREA1	Si je devais le faire encore une fois, je choisirais la même agence	Zeithaml et al.
INTREA2	La probabilité que je choisisse la même agence pour ma prochaine opération est très haute	Zeithaml et al.
INTREA3	Je choisirai une agence concurrente pour ma prochaine opération (-)	Zeithaml et al.
INTREA4	Je considérerai mon agence comme le premier choix pour ce type de service	Zeithaml et al.
TOL1	Je continuerai à choisir cette agence même si les tarifs augmentent en partie	Zeithaml et al.
TOL2	J'accepterai de payer des prix plus élevés que ceux affichés par les concurrents en contrepartie des avantages offerts par cette agence	Zeithaml et al.
TOL3	Je crois que ma relation avec cette agence de mobile money vaut bien un petit sacrifice monétaire sur le court terme	Zeithaml et al.
TOL4	Je porterai toujours un regard critique et méfiant sur les offres	Zeithaml et al.

Source : questionnaire de l'enquête. Fiabilité : Parasuraman et al. (1988) ; satisfaction : Mano et Oliver (1993) ; fidélité : Zeithaml et al. (1996)